

L'évolution des valeurs foncières à Montréal (1964-1969)

Peter Foggin

Volume 19, numéro 46, 1975

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/021249ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/021249ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Département de géographie de l'Université Laval

ISSN

0007-9766 (imprimé)

1708-8968 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Foggin, P. (1975). L'évolution des valeurs foncières à Montréal (1964-1969). *Cahiers de géographie du Québec*, 19(46), 87-118.
<https://doi.org/10.7202/021249ar>

Résumé de l'article

On peut résumer ainsi les conclusions de cette étude. 1) Il existe un lien de causalité réciproque entre l'utilisation du sol et les valeurs foncières. 2) À l'échelle de la zone d'analyse, on observe un effet systématique minimal du facteur autoroutes sur les modifications relatives de la surface des valeurs foncières à l'intérieur du périmètre urbain. 3) Quand il se produit des changements dans la position relative des classes de valeurs foncières, ils apparaissent comme la conséquence de la construction des principales stations du nouveau métro. L'effet « régional » considérable que l'on observe n'a rien d'étonnant. En ce qui concerne les facteurs sociaux, on a vu que le statut familial, représenté par la variable substitut de la taille de la famille, contribue de façon significative à la prédiction de la surface des valeurs foncières intra-urbaines. Il nous paraît évident qu'on pourrait accorder un caractère plus définitif au modèle si l'analyse en coupe portait sur deux moments d'observation plus éloignés dans le temps.

L'ÉVOLUTION DES VALEURS FONCIÈRES À MONTRÉAL (1964-1969)

par

Peter FOGGIN

*Professeur à l'I.N.R.S.—Urbanisation *, Université du Québec*

On s'est souvent plu à considérer Montréal, « deuxième ville française du monde », comme un cas assez unique en Amérique du Nord. Pourtant, si l'on fait abstraction de certains traits distinctifs comme sa composition ethnique et sa topographie particulière, la ville semble se conformer aux processus de croissance urbaine qui caractérisent l'ensemble des métropoles nord-américaines.

Les rapports entre les valeurs foncières, l'utilisation du sol, l'accessibilité et les variables socio-économiques ont inspiré quelques théories et bon nombre d'hypothèses, qu'il est possible de confronter avec la réalité par l'examen de données empiriques. Il y a déjà quelque temps, A. Guttenberg¹ a élaboré un modèle conceptuel intéressant, où il formule la théorie selon laquelle la structure et la croissance des villes sont fondamentalement fonction de l'accessibilité. Selon lui, la conjoncture économique, la topographie et divers facteurs comme les « goûts » étant supposés constants, c'est l'accessibilité, mesurée en termes de distance-temps, qui détermine la répartition spatiale des fonctions urbaines. Pour tester cette hypothèse de façon opérationnelle, nous proposons un modèle d'analyse en coupe** qui incorpore des données détaillées sur Montréal (voir la figure 2 : délimitation de l'aire d'étude).

Notre objectif est donc de démontrer les relations qui existent entre l'usage du sol, les valeurs foncières, l'accessibilité et certains aspects socio-économiques du système urbain. Dès lors, une question fondamentale commande l'attention : quelle est l'influence de l'accessibilité et des changements qu'elle subit (par exemple à la suite d'une importante modification du système de transport) sur la structure spatiale des valeurs foncières ? Comme on ne peut pas considérer un système de transport indépendamment des

* L'auteur tient à exprimer sa reconnaissance à Mme Johanne Pichette pour son travail de traduction.

** « Cross-sectional analysis ».

¹ GUTTENBERG, Albert (1960) Urban Structure and Urban Growth. *Journal of the American Institute of Planners*, 31. Voir aussi VOORHEES, Alan M. (1961) Development Patterns in American Cities. *Urban Traffic Planning Concepts and Applications*. Washington, Highway Research Board, Bulletin 293, National Academy of Science.

autres sous-systèmes qu'il est susceptible d'affecter ou qui peuvent, réciproquement, agir sur lui, il nous faut réunir, au moins de façon élémentaire, les traits essentiels des divers sous-systèmes urbains et examiner de près comment ils s'associent et s'influencent mutuellement.

L'utilisation du sol, les valeurs foncières et le facteur distance

La répartition des activités sur le territoire est le résultat d'un ensemble de décisions individuelles quand à l'emplacement qui leur convient. Suivant la notion de l'utilisation optimale du sol, d'abord énoncée par J.H. Von Thunen, puis reprise et modifiée par E.S. Dunn² qui l'a appliquée au terrain agricole, les activités urbaines ont la propriété de tirer profit de chaque emplacement, le bénéfice obtenu étant mesuré par le loyer qu'elles consentent à payer. Plus l'emplacement est « utile », plus le loyer pourra être élevé.

W. Alonso³ et L. Wingo⁴ ont élargi ce principe pour l'appliquer au territoire urbain et se sont trouvés à faire ressortir une partie de la complexité du marché foncier. Le premier facteur qui détermine le loyer d'un terrain est sa situation par rapport aux autres usages. Or, selon plusieurs économistes urbains, ce loyer représente une économie de transport parce qu'il contribue à éliminer la friction de la distance⁵, et on s'est appuyé

² DUNN, Edgar S., Jr. (1954) *The Location of Agricultural Production*. Gainesville, University of Florida Press, p. 86-92. Dans son livre intitulé *Principles of City Land Values*, New York, The Record and Guide, 1903, Richard M. HURD a été le premier à adapter ce principe aux valeurs foncières urbaines. « À mesure qu'une ville grossit, écrit-il, l'utilisation d'une seconde catégorie de terrains, plus éloignée et par conséquent inférieure, s'impose. L'écart dans la demande suscitée par les deux catégories rend la première économiquement rentable, mais non la seconde. Quand on en arrive à utiliser du terrain encore plus éloigné et inférieur, la rente des terrains de la première catégorie augmente de nouveau, et ainsi de suite. Toutes les activités sont en concurrence pour l'obtention des divers emplacements, et le plus offrant l'emporte. (...) Dans une ville, presque tous les terrains produisent ainsi une rente, même minime, sauf ceux de la périphérie, qui se situent à la fin du processus et sont, à rigoureusement parler, sans valeur » (p. 11 à 13). Et il conclut plus loin (p. 77) : « Puisque la valeur dépend de la rente, laquelle dépend de la localisation, à son tour liée à la commodité qui, elle, dépend de la proximité, on peut éliminer les étapes intermédiaires et affirmer que la valeur dépend de la proximité ». Le modèle de Hurd est simplifié à l'extrême et, comme le fait remarquer Alonso, il ne tient compte ni de la grandeur des terrains ni de leur usage à des fins résidentielles ou pour les besoins des affaires.

³ ALONSO, William (1964) *Location and Land Use*. Cambridge, Mass., The M.I.T. Press.

⁴ WINGO, Lowdon (1961) *Transportation and Urban Land*. Washington, D.C., Resources for the Future, Inc.

⁵ Beaucoup d'auteurs se sont intéressés à ce phénomène de la friction de la distance. Voir HAIG, Robert M. (1926) Toward an Understanding of the Metropolis. *Quarterly Journal of Economics*, 40. ALONSO, W., *op. cit.* ; RATCLIFF, Richard U. (1949) *Urban Land Economics*. New York, McGraw-Hill. Ratcliff discute de nouveau de cette question dans *Real Estate Analysis*, paru chez le même éditeur en 1961. Pour lui, le transport joue toujours un rôle fondamental dans le choix d'un emplacement. Il écrit en p. 77 : « Dans plusieurs grandes villes, l'accès à de tels services (de transport en commun) demeure

là-dessus pour dire que la distribution spatiale des loyers est fonction du transport. Les activités qui tirent le plus grand profit d'un emplacement accessible sont à même de verser un loyer plus élevé pour l'obtenir. Puisqu'on peut considérer le loyer du terrain comme une valeur foncière⁶, les valeurs foncières élevées seront rattachées aux emplacements très accessibles, et réciproquement.

La surface théorique des valeurs foncières

B.J. Garner affirme que « s'il est vrai que les valeurs foncières sont le commun dénominateur des utilisations du sol, la compréhension de leur répartition spatiale éclairerait la structure interne des villes⁷ » (traduction libre). À cet égard, trois points sont communs à toutes les villes : 1) les valeurs foncières atteignent leur point culminant au centre de la ville ; 2) elles parviennent à des sommets moins élevés mais plus hauts que le niveau moyen, là où se concentrent des activités commerciales ; 3) elles tendent

à être supérieures le long des grands axes routiers. De là, B.J.L. Berry, R.J. Tennant, B.J. Garner et J.W. Simmons ont tiré un schéma général de la surface théorique des valeurs foncières⁸, que nous reproduisons à la figure 1.

Figure 1

Surface théorique des valeurs foncières urbaines



(d'après Berry, Tennant, Garner, Simmons)

un important facteur dans le choix d'un emplacement ; la possibilité de prendre un train de banlieue pour se rendre à Manhattan ou au centre de Philadelphie représente encore un atout pour plusieurs zones résidentielles périphériques. Les valeurs foncières de bien des quartiers de Chicago sont soutenues par le fait que le « Loop » est desservi par le système d'autobus ».

⁶ MILLS, Edwin S. (1969) *The Value of Urban Land*. Harvey S. Perloff (éd.), *The Quality of the Urban Environment*. Baltimore, John Hopkins Press for Resources for the Future, Inc., p. 245. L'auteur écrit dans une note : « Nous n'avons rien dit des relations entre les valeurs foncières et les loyers. Ces derniers ont leur place dans les modèles théoriques, mais les données qui les concernent ne représentent en général qu'un estimé des premières. Pour une période donnée, on peut présumer que le taux de capitalisation varie peu d'un endroit à l'autre dans une même zone métropolitaine. *Le rapport entre les valeurs foncières et les loyers sera donc constant*. Mais le taux de capitalisation peut varier substantiellement avec les années et différer beaucoup dans des villes très éloignées les unes des autres. Dans ces cas-là, le rapport entre les valeurs foncières et les loyers sera différent lui aussi » (c'est nous qui soulignons).

⁷ GARNER, B.J. (1967) *Models of Urban Geography and Settlement Location*, dans Richard Chorley et Peter Haggett (éditeurs), *Models in Geography*, Londres, Methuen, p. 336.

⁸ BERRY, B.J.L., TENNANT, R.J., GARNER, B.J. et SIMMONS, J.W. (1963) *Commercial Structure and Commercial Blight*. Chicago, University of Chicago, Département de géographie, Research Paper 85, p. 14.

L'éventail des facteurs qui influencent la valeur des terrains est très large ⁹, mais on peut néanmoins dire qu'à la base, la surface théorique des valeurs foncières est fonction de l'accessibilité à l'intérieur du périmètre urbain.

L'étude monumentale de H. Hoyt ¹⁰ a inspiré beaucoup de travaux empiriques sur la nature de la surface théorique des valeurs foncières. W.R. Seyfried ¹¹, abordant le cas de Seattle, a constaté l'existence de différences sectorielles dans les déclivités de cette surface. Il a obtenu une corrélation significative entre les valeurs foncières et la distance par rapport au centre-ville, mais en comparant la pente des droites de régression des secteurs situés au nord, au sud, à l'est et à l'ouest du centre de la ville, il a constaté que le profil de la partie ouest était presque trois fois plus incliné que celui de la partie nord, alors que les profils des deux autres secteurs avaient une pente intermédiaire ¹². C.R. Hayes a atteint des résultats comparables en étudiant les variations sectorielles des valeurs foncières ¹³; de même, H. Mayer ¹⁴ et B.J.L. Berry, R.J. Tennant, B.J. Garner et J.W. Simmons ¹⁵ ont dégagé les relations qui existent entre les « sommets » locaux et les intersections d'autoroutes.

Par ailleurs, R. Muth a mis les valeurs foncières en rapport avec un certain nombre de variables d'accessibilité et de logement et de variables socio-économiques. M.H. Yeates a aussi consacré une analyse empirique aux facteurs qui ont influencé la distribution spatiale des valeurs foncières

⁹ Dans une note de recherche inédite, Gobind Sarju a établi une corrélation entre l'altitude et les valeurs foncières dans le cas de Montréal. E.F. Brigham énumère aussi une série de variables explicatives plausibles dans *A Model of Residential Land Values*, Memorandum RM-4043-RC, The RAND Corporation, août 1964. Il sera probablement plus facile de consulter son article intitulé « The Determinants of Residential Land Value », *Land Economics*, no 16, novembre 1965, qui reprend la même étude.

¹⁰ Dans *One Hundred Years of Land Values in Chicago*, Chicago, University of Chicago Press, 1939, p. 297, Homer HOYT concrétise ainsi le concept de surface des valeurs foncières : « Si on reportait les valeurs foncières de Chicago sur une carte en relief où les points élevés représenteraient les valeurs foncières supérieures, on obtiendrait un tableau plein de contrastes saisissants. Au milieu, coïncidant avec le « Loop », ce serait l'« Himalaya », puis, tout autour, exception faite d'une haute chaîne de montagnes longeant le lac en direction nord, on s'enfoncerait dans les vallées profondes des zones de détérioration urbaine. Et de nouveau, en s'éloignant du centre, on reprendrait une pente ascendante ». Bien entendu, dans des travaux subséquents, on a relevé certaines erreurs dans la description de Hoyt, mais il demeure l'auteur de la notion de surface des valeurs foncières.

¹¹ SEYFRIED, W.R. (1963) The Centrality of Urban Land Values. *Land Economics*, 39 : 275 à 285.

¹² GARNER, *op. cit.*, p. 338.

¹³ HAYES, C.R. (1957) Suburban Residential Land Values along the C.B. and O. Railroad. *Land Economics*, 33 : 177-181.

¹⁴ MAYER, H. (1942) Patterns and Recent Trends of Chicago's Outlying Business Centers. *Journal of Land and Public Utility Economics*, 18 : 4-18.

¹⁵ BERRY, TENNANT, GARNER et SIMMONS (1963), *op. cit.*

à Chicago entre 1910 et 1960. Corroborant Muth, il a démontré que l'augmentation de l'accessibilité tend à réduire les coûts de transport, libérant des fonds que les ménages peuvent affecter à l'achat de terrain. Les usagers potentiels du sol se multiplient donc et conséquemment, l'éventail des usages du sol dans une zone donnée s'élargit ¹⁶.

Sur un plan opérationnel, E.S. Mills a montré que la distance par rapport au centre-ville constitue une mesure de centralité extrêmement efficace ¹⁷. Se fondant sur des tests empiriques, il affirme : « Il est à peu près certain que des modèles d'équilibre général assez simples portant sur les valeurs foncières et les usages du sol peuvent expliquer l'allure générale de leur variation d'un secteur urbain à l'autre, d'un ensemble urbain à l'autre et d'une période à l'autre ¹⁸ » (traduction libre).

Notons cependant que les modèles d'accessibilité et de gravité ¹⁹, dont on s'est beaucoup servi pour prévoir la distribution de la densité de la circulation automobile ou qu'on a utilisés fréquemment pour des modèles de distribution de la croissance totale (dans l'étude sur Pittsburgh par exemple) de même qu'en géographie de la mise en marché (voir le modèle probabiliste de Huff ²⁰), n'ont pas fait preuve d'une grande précision lorsqu'il s'est agi de prédire la surface des valeurs foncières.

Soulignons enfin que la théorie des places centrales, souvent mise de côté dans les modèles de prédiction de l'utilisation du sol, pourrait s'avérer plus fondée que jamais à mesure que l'espace urbain tend à ressembler à une « plaine isotropique sans friction ».

DÉLIMITATION DE L'AIRE D'ÉTUDE ET CONSTITUTION DE L'ÉCHANTILLON

Nous limitons notre étude à la partie centrale de la zone métropolitaine de Montréal. Comme nous nous intéressons avant tout à l'impact produit

¹⁶ William Alonso et Richard Muth ont traité de cette question. Pour un inventaire des avantages tant concrets qu'impalpables d'un accroissement de l'accessibilité, voir aussi MOHRING, M.D. et HARWITZ, M. (1963) *Highway Benefits: An Analytic Framework*. Evanston, Northwestern University Press. De même, voir GOLDEN, Jay S. (1968) *Land Values in Chicago: Before and After Expressway Construction*. Chicago, C.A.T.S., Research Paper 316, 051-VI.

¹⁷ Voir MILLS, Edwin S., *op. cit.*, p. 238 ; RICKERT, John E. (1965) *The Present and Potential Role of State and Local Taxation in the Preservation or Development of Open Space in Urban Fringe Areas*. Urban Land Institute.

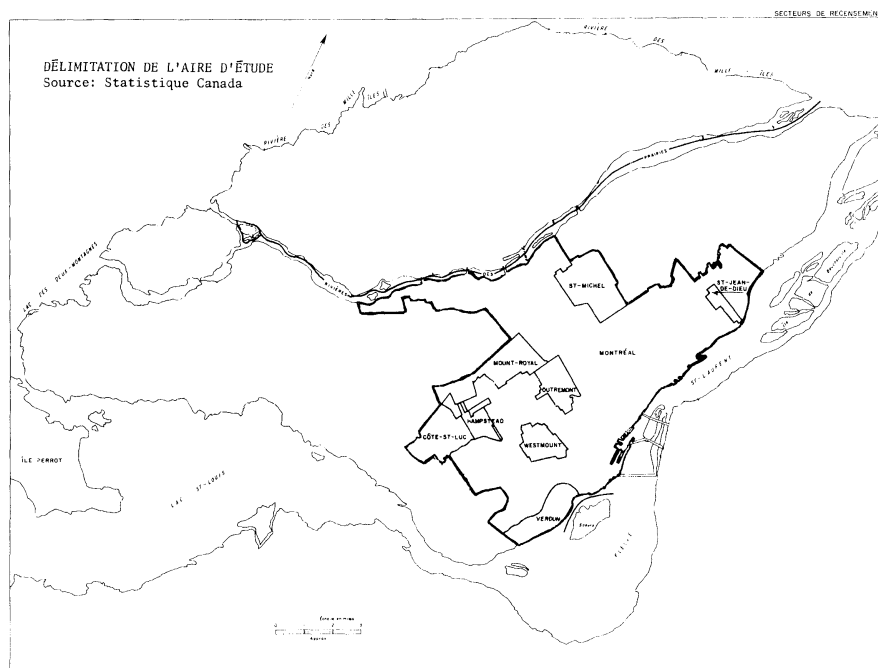
¹⁸ MILLS, Edwin S., *op. cit.*, p. 252.

¹⁹ La portée de ces travaux a été étudiée de façon assez exhaustive par John R. MEYER, J.F. KAIN et M. WOHL (1965) dans *The Urban Transportation Problem*, Cambridge, Mass., Harvard University Press.

²⁰ Dans HUFF, David L. (1966) *Determination of Intra-Urban Retail Trade Areas*. Real Estate Research Program, Graduate School of Business Administration, Division of Research, Université de Californie, Los Angeles.

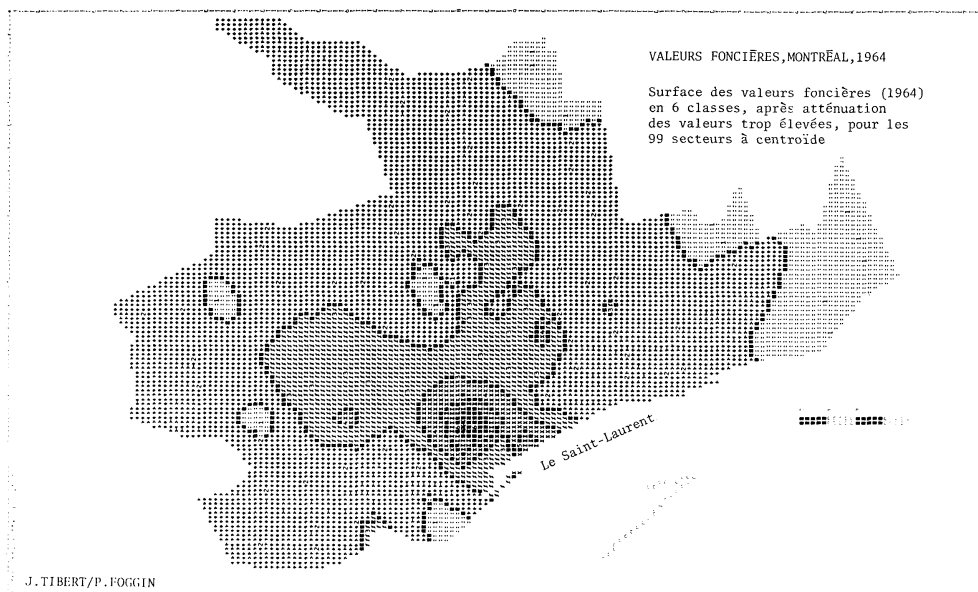
par l'évolution des variables d'accessibilité sur le terrain bâti, nous avons retenu, en totalité, les unités administratives suivantes : 1) la ville de Montréal, y compris le district de Saint-Michel, annexé en 1969 (en 1964, il constituait une municipalité indépendante) ; 2) les villes d'Outremont et de Westmount, enclavées dans les limites administratives de la ville de Montréal ; 3) Ville-Mont-Royal ; 4) la ville de Verdun ; 5) les villes de Hampstead et de Côte-Saint-Luc. Cette dernière contient beaucoup de terrain vacant ; nous l'incluons néanmoins dans l'analyse parce que, spatialement, elle fait le pont entre Ville-Mont-Royal et l'ouest de Montréal (le district de Notre-Dame-de-Grâce). Par contre, nous avons éliminé certaines municipalités complètement urbanisées situées en bordure de l'aire d'étude, à l'est et à l'ouest (Pointe-aux-Trembles et Tétéraultville, Montréal-Ouest et Ville-Saint-Pierre, par exemple), pour des raisons d'ordre opérationnel et logistique.

Figure 2



Notre choix s'explique sans difficulté. On s'est beaucoup penché sur le cas des zones périphériques, où le terrain vacant abonde et où l'évolution des valeurs foncières et les transformations de l'utilisation du sol (par la construction) sont assez faciles à observer²¹. À notre connaissance, on s'est moins attaché à mesurer l'impact des modifications de l'accessibilité sur

²¹ Voir RANCICH, Michael T. ((1970) Land Value Changes in an Area Undergoing Urbanization. *Land Economics*, 46 (2) : 32 ; CHAPIN, F. Stuart et Shirley F. WEISS (1962) *Urban Growth Dynamics*. New York, John Wiley and Sons, Inc.

Figure 3

les valeurs foncières et l'usage du terrain en zone bâtie, au cœur des métropoles — en partie parce qu'il est difficile de délimiter les effets des multiples facteurs à l'oeuvre simultanément dans le système. Malgré tout, nous avons choisi d'étudier cette partie de la zone métropolitaine de Montréal.

Nous voulions une stratégie d'échantillonnage à la fois précise et efficace (au sens technique des termes). Pour plusieurs raisons, nous avons procédé en deux étapes et choisi d'abord des secteurs de recensement (76), puis des îlots ; ceux-ci sont donc nos unités d'échantillonnage les plus fines. Pour la première étape, un échantillon stratifié, à la fois systématique et non aligné, était indiqué ²². À la seconde, nous avons pris au hasard un total de 638 îlots dans tous les secteurs de recensement échantillonnés en premier lieu. Le nombre d'îlots pour un secteur donné dépend du degré de variation observé dans la strate où il se trouve.

ANALYSE PRÉLIMINAIRE DES DONNÉES

Les valeurs foncières

La difficulté de déterminer les valeurs foncières oblige les chercheurs à se contenter de mesures plus ou moins indirectes. Certains ont utilisé la

²² Brian J.L. BERRY et Alan M. BAKER « Geographic Sampling », dans BERRY et MARBLE (éditeurs) (1968) *Spatial Analysis*. Englewood Cliffs, N.J., Prentice-Hall, p. 94. Voir aussi QUENOUILLE, M.H. (1949) Some Problems of Plane Sampling. *Annals of Mathematical Statistics*, 20 : 355-375. William G. COCHRAN a écrit deux autres ouvrages importants sur la théorie de l'échantillonnage. Voir *Sampling Techniques*. New York, Wiley, 1963.

valeur marchande, mais celle-ci comprend presque invariablement les « améliorations » (ou les édifices, ce qui complique l'estimation de la valeur relative du terrain)²³. D'autre part, bien que les valeurs à l'évaluation connaissent (ici comme ailleurs) de larges fluctuations, les évaluateurs montréalais tendent à accorder au terrain une valeur variant entre 80 et 90% des prix du marché foncier. Cela ne supprime pas le problème de fond, qui tient au fait qu'en zone bâtie, les transactions impliquent rarement du terrain vacant. En admettant que les améliorations (bâtiments) soient quantité négligeable, même la valeur à l'évaluation au pied carré (unité de mesure en usage à Montréal) reste passablement « insensible aux mouvements du marché foncier urbain et aux transformations du milieu qui affectent la valeur des propriétés²⁴ » (traduction libre).

Variables d'utilisation du sol

Nous avons retenu, pour notre échantillon de 76 secteurs de recensement, 11 catégories d'occupation du sol ; une analyse des composantes principales effectuée sur cette matrice 76 x 11 a permis de les réduire à cinq dimensions fondamentales (voir le tableau 1).

Si l'on reprend l'analyse avec les données de 1969, on retrouve les deux premières composantes (densité résidentielle et utilisation du sol à des fins commerciales) dans la même position. En effet, elles expliquent respectivement 25 et 20 % de la variance observée en 1964, et 25 et 16 % en 1969 (voir le tableau 2).

Les autres composantes ont subi des changements. La composante III de 1964 (industries et maisons unifamiliales, mises en opposition sur un continuum positif-négatif) réapparaît en quatrième position en 1969 (expliquant 11 % de la variance), amputée de la première moitié de son contenu. De même, en 1969, on retrouve la composante IV de 1964 (institutions) un rang plus bas, mais sous la forme du continuum positif-négatif industries-institutions. Enfin, le facteur « récréation », qui occupait seul la cinquième place en 1964, forme en 1969 avec les transports une dimension « à ciel ouvert », laquelle explique 12 % de la variance et constitue donc la composante III. Une partie de ces différences entre les deux dates, soulignons-le, est certainement attribuable à la nature des deux séries de données²⁵.

²³ Nous renvoyons le lecteur aux travaux de Brigham et de Mills : voir les notes 6 et 9.

²⁴ Voir Richard U. RATCLIFF (1949), *op. cit.*, p. 425.

²⁵ Précisons que notre mise à jour des données a porté sur 638 îlots pris au hasard dans les 76 secteurs de recensement de notre échantillon et que ce procédé a pu entraîner une marge d'erreur dans la comparaison.

Tableau 1

Analyse des composantes principales — Facteurs d'utilisation du sol, 1964
(à partir de la matrice 76 x 11)

<i>Variables</i>	<i>Composantes</i>				
	<i>I</i>	<i>II</i>	<i>III</i>	<i>IV</i>	<i>V</i>
1. Routes	— <u>0,86917</u>	0,11730	— 0,21414	0,19851	0,10744
2. Terrains vacants	<u>0,80972</u>	— 0,14373	— 0,02796	0,31923	0,37216
3. Maisons unifamiliales	0,17802	— 0,16222	— <u>0,80293</u>	0,03961	— 0,10600
4. Maisons multifamiliales et de type mixte	— <u>0,78897</u>	— 0,24189	0,09345	0,18353	0,35034
5. Parcs, terrains de jeux et parcours de golf	0,07649	0,01529	0,00421	0,03374	— <u>0,80763</u>
6. Ecoles, églises, hôpitaux et autres institutions	0,11421	— 0,05456	— 0,09660	— <u>0,98030</u>	0,07975
7. Commerces et résidences ensemble	— <u>0,58047</u>	0,15065	0,37174	0,04605	0,28753
8. Commerces	— 0,13770	<u>0,93778</u>	0,09786	0,02611	0,04525
9. Centres commerciaux (bureaux, parcs de stationnement, etc.)	0,03850	<u>0,93728</u>	0,05290	0,02689	— 0,11988
10. Industries	0,09426	— 0,03791	<u>0,67339</u>	0,11074	— 0,18801
11. Aménagements reliés aux transports	0,16037	0,10462	<u>0,50465</u>	0,10447	— 0,58583
Valeurs propres	2,704	2,206	1,453	1,137	1,044
pourcentage de variance expliquée (Total = 77,7 %)	(25 %)	(20 %)	(13 %)	(10 %)	(10 %)

Composante I Densité résidentielle élevée

Composante II Commerces/centres commerciaux (centre-ville)

Composante III Industries/maisons unifamiliales (continuum positif-négatif)

Composante IV Institutions

Composante V « Récréation »

Tableau 2

*Analyse des composantes principales — Facteurs d'utilisation du sol, 1969
(à partir de la matrice 76 x 11, mise à jour)*

<i>Variables</i>	<i>Composantes</i>				
	<i>I</i>	<i>II</i>	<i>III</i>	<i>IV</i>	<i>V</i>
1. Routes	— <u>0,88313</u>	0,06855	0,18698	— 0,16173	0,06297
2. Terrains vacants	+ <u>0,54791</u>	— 0,38379	0,14511	0,02654	— 0,03113
3. Maisons unifamiliales	0,09660	— 0,09869	— 0,01764	— <u>0,92936</u>	0,02121
4. Maisons multifamiliales et de type mixte	— <u>0,74615</u>	— 0,29433	0,31652	0,30175	— 0,06402
5. Parcs, terrains de jeux et parcours de golf	0,06601	0,02690	— <u>0,83103</u>	— 0,15289	— 0,10060
6. Ecoles, églises, hôpitaux et autres institutions	0,23636	— 0,01232	0,11408	0,08332	— <u>0,89431</u>
7. Commerces et résidences ensemble	— <u>0,66317</u>	— 0,03882	0,12103	0,36725	0,07271
8. Commerces	— 0,16124	<u>0,79986</u>	— 0,09395	0,19624	— 0,07233
9. Centres commerciaux (bureaux, parcs de stationnement, centres d'achats)	0,17441	<u>0,85738</u>	0,07492	— 0,07389	0,16974
10. Industries	0,46351	0,17557	0,30407	0,19255	<u>0,60632</u>
11. Aménagements reliés aux transports	0,33482	0,03664	— <u>0,65093</u>	0,33952	0,25603
Valeurs propres	2,768	1,817	1,320	1,231	1,090
Pourcentage de variance expliquée (Total = 74,8 %)	(25 %)	(16 %)	(12 %)	(11 %)	(10 %)

Composante I Densité résidentielle élevée

Composante II Commerces/centres commerciaux (centre-ville)

Composante III « Récréation »

Composante IV Résidences unifamiliales

Composante V Institutions/industries (continuum positif-négatif)

Mesures d'accessibilité

Dans le cas des variables d'accessibilité et de transport, nous avons décidé d'admettre autant de mesures que possible, quitte à les réduire ensuite à un certain nombre de dimensions fondamentales au moyen d'une analyse des composantes principales. L'importance énorme de la distance et de l'étendue du territoire dans les mesures d'accessibilité nous ont amené à préférer aux îlots les unités agrégées échantillonnées en premier lieu, à savoir les 76 secteurs de recensement. Certains d'entre eux étant trop considérables pour être représentés par un centroïde, nous les avons subdivisés et représentés par deux centroïdes ou plus, obtenant ainsi un échantillon élargi que nous avons appelé « les 99 secteurs à centroïde ».

Cinq dimensions sont ressorties de l'analyse : 1) autoroutes ; 2) autobus ; 3) accès aux centres commerciaux ; 4) distance par rapport au centre-ville ; 5) accès au voisinage immédiat du secteur. Ensemble, elles expliquent 78,3 % de la variation totale des mesures d'accessibilité prises sur toute la surface de la zone d'étude (voir le tableau 3).

La composante I (autoroutes) recèle certaines anomalies. Les principales variables qui la constituent, à savoir la distance minimum entre chaque centroïde et le plus proche point d'accès à une autoroute, et l'indice de centralité du point d'accès le plus proche, présentent une valeur négative²⁶. Quant à la variable de la distance par rapport à la zone industrielle la plus proche, elle a une saturation positive. Or, on pouvait prévoir une corrélation positive entre cette distance et le réseau d'autoroutes, autrement dit, penser qu'elle aurait dans la composante I la même direction que les deux variables susmentionnées. Cela aurait pu être le cas avec une aire d'étude plus vaste, comprenant les nouveaux développements industriels de banlieues comme Saint-Laurent, Dorval et Ville-d'Anjou. L'industrialisation suburbaine n'est pourtant pas absente de nos facteurs puisque nous avons mesuré la distance entre chacun de nos centroïdes et le secteur industriel le plus proche. Ce résultat s'explique peut-être par le fait qu'en 1964, la plupart de ces nouvelles zones industrielles étaient hors d'atteinte d'un réseau autoroutier de très faible portée.

Le contenu de la quatrième composante (distance par rapport au centre-ville) attire aussi l'attention. Cette dimension repose fortement et positivement sur trois mesures d'accessibilité :

distance par rapport aux stations de trains de banlieue, distance par rapport au centre-ville et distance entre un centroïde donné et tous les autres secteurs de recensement du centre de la zone métropolitaine.

²⁶ SHIMBEL, A. (1953) Structural Parameters of Communication Networks. *Bulletin of Mathematical Biophysics*, XV : 501-507.

Tableau 3
Analyse des composantes principales – L'accessibilité, 1964
(matrice de rotation des facteurs, à partir de la matrice 99 x 12)

<i>Variables *</i>	<i>Composantes</i>				
	<i>I</i>	<i>II</i>	<i>III</i>	<i>IV</i>	<i>V</i>
1. Stations de trains de banlieue	0,13498	– 0,29480	– 0,28351	<u>0,68377</u>	– 0,09082
2. Distance par rapport au centre-ville	0,49528	– 0,05999	0,19080	<u>0,79908</u>	0,00989
3. Fréquence du service d'autobus aux heures de pointe	– 0,22060	<u>0,81678</u>	– 0,15832	– 0,14659	0,02964
5. Distance minimum par rapport au plus proche point d'accès à une autoroute	– <u>0,82284</u>	0,16094	0,23231	– 0,03053	0,26967
6. Longueur totale des circuits d'autobus, en milles	0,15556	<u>0,91459</u>	0,14222	– 0,00296	0,07538
7. Centralité par rapport aux autres secteurs de recensement	0,08884	0,04609	0,34522	<u>0,87930</u>	0,17097
8. Nombre d'automobiles par secteur de recensement	<u>0,68253</u>	0,12982	0,00391	0,40523	0,16412
9. Distance par rapport à la zone commerciale la plus proche	– 0,12835	0,16519	– 0,15888	0,03121	<u>0,85288</u>
10. Distance par rapport à la zone industrielle la plus proche	<u>0,71133</u>	– 0,07546	0,37097	0,02181	0,26698
11. Distance par rapport au supermarché le plus proche	0,03188	0,00929	<u>0,86928</u>	0,12060	– 0,05626
12. Distance par rapport à l'artère principale la plus proche	0,40565	– 0,13455	0,37195	0,07948	<u>0,60508</u>
13. Indice de centralité des points d'accès aux autoroutes (par rapport au réseau)	– <u>0,78025</u>	– 0,01892	– 0,10315	– 0,34448	0,04336
Valeurs propres	4,016	1,861	1,332	1,169	1,020
Pourcentage de variance expliquée (Total = 78,3 %)	(33 %)	(15 %)	(12 %)	(10 %)	(8 %)

* L'indice du métro (4) n'existe pas en 1964.

Composante I Facteur autoroutes

Composante II Facteur autobus

Composante III Facteur centres commerciaux

Composante IV Facteur distance par rapport au centre-ville

Composante V Facteur d'accessibilité en périmètre restreint

La même analyse multidimensionnelle, effectuée avec les données de 1969, aboutit à une toute autre structuration des composantes, à cause surtout des nombreuses modifications subies par le système de transport. En tout premier lieu, le facteur distance par rapport au centre-ville, qui s'avère la plus importante de nos dimensions d'accessibilité, passe du quatrième au premier rang des composantes, expliquant non plus seulement 10 %, mais 31 % de la variation des mesures d'accessibilité (voir le tableau 4).

La composante a changé quelque peu. Elle repose maintenant aussi sur l'indice du métro *, de façon négative et assez forte. Ce moyen de transport n'existait pas en 1964 et il paraît significatif que son apparition modifie à ce point l'importance du facteur distance par rapport au centre-ville. Intuitivement, ce résultat semble logique, et comme l'analyse des composantes principales passe pour un instrument particulièrement propre à engendrer des hypothèses, nous avons des raisons à la fois subjectives et objectives de conclure qu'un système intégré de métro et d'autobus tend à renforcer l'importance du centre-ville. En outre, la saturation négative de l'indice du métro permet de croire que l'implantation du système a un impact beaucoup plus grand au centre de la ville qu'en périphérie.

Étant donné les transformations radicales du système de transport entre 1964 et 1969 (construction massive d'autoroutes, apparition du métro), ces changements n'ont rien de surprenant.

Variables socio-économiques

Nous avons choisi nos quatre variables socio-économiques en nous fondant sur le travail de B. Greer-Wootten (*Montreal Social Area Analysis*, ou MONSOC ²⁷), qui avait identifié les suivantes : statut socio-économique, différences ethniques, structure familiale et structure résidentielle. Son échantillonnage différant sensiblement du nôtre, nous n'avons pas pu utiliser les poids locaux de son analyse « image ». Nous avons plutôt remplacé

* L'indice du métro provient d'une modification de la mesure de la densité du service d'autobus. Chaque fois que les effets du métro se faisaient sentir dans un secteur à centroïde, nous avons multiplié cette mesure par un coefficient d'autant plus élevé que l'impact était plus grand : la présence d'une station de métro dans un secteur y faisait doubler l'indice du service d'autobus (coefficient : 2, augmentation de 200%) ; dans les cas où plus d'un circuit d'autobus desservait une station, le multiplicateur s'accroissait (210%, 220%, etc.). Pour les secteurs plus éloignés des stations de métro, nous avons utilisé une formule de type gravité. Enfin, quand la distance entre un point centroïde et la station la plus proche dépassait un rayon d'environ six milles, nous avons considéré que l'impact du métro était nul et par conséquent fixé son indice à 100% de l'indice du service d'autobus.

²⁷ GREER-WOOTTEN, B. (1972) « La Modèle urbain », dans Ludger BEAUREGARD (éd.), *Montréal, Guide d'excursions*. Montréal, Les Presses de l'Université de Montréal, p. 9 à 32.

Tableau 4

Analyse des composantes principales — L'accessibilité, 1969
(matrice de rotation des facteurs, à partir de la matrice 99 x 13)

Variables	Composantes			
	I	II	III	IV
1. Stations de trains de banlieue	<u>0,65212</u>	— 0,44009	— <u>0,10423</u>	— 0,15969
2. Distance par rapport au centre-ville	<u>0,88695</u>	0,04921	— 0,10908	0,25114
3. Fréquence du service d'autobus aux heures de pointe	— 0,33275	0,10932	<u>0,61224</u>	— 0,39596
4. Indice du métro	— <u>0,62904</u>	— 0,05856	0,11246	— 0,55233
5. Distance minimum par rapport au plus proche point d'accès à une autoroute	— 0,05952	— <u>0,88298</u>	— 0,10417	0,08689
6. Longueur totale des circuits d'autobus, en milles	0,17045	0,02863	<u>0,81704</u>	0,09590
7. Centralité par rapport aux autres secteurs de recensement	<u>0,79782</u>	0,22413	— 0,08814	0,28366
8. Nombre d'automobiles par secteur de recensement	<u>0,67038</u>	— 0,00770	0,23805	0,15257
9. Distance par rapport à la zone commerciale la plus proche	— 0,09226	0,05830	<u>0,64663</u>	0,24887
10. Distance par rapport à la zone industrielle la plus proche	0,29900	0,05354	0,22755	<u>0,66730</u>
11. Distance par rapport au supermarché le plus proche	0,04330	0,13388	— 0,06438	<u>0,65820</u>
12. Distance par rapport à l'artère principale la plus proche	0,23779	— 0,02164	0,27283	<u>0,76286</u>
13. Indice de centralité des points d'accès aux autoroutes (par rapport au réseau)	— 0,02515	— <u>0,90033</u>	— 0,01493	— 0,24313
Valeurs propres	4,038	2,195	1,528	1,063
Pourcentage de variance expliquée (Total = 67,9 %)	(31 %)	(17 %)	(12 %)	(8 %)

Composante I Distance par rapport au centre-ville (inclut l'indice négatif du métro ; contrepartie du facteur IV de 1964)

Composante II Facteur autoroutes (au premier rang en 1964)

Composante III Facteur autobus (au second rang en 1964)

Composante IV Accessibilité en périmètre restreint

chacune des composantes principales * de MONSOC par la variable du recensement comportant la saturation la plus élevée (à condition que cette variable ne repose fortement sur aucune autre composante). Nos quatre variables substitués, tirées du recensement de 1961, sont donc : 1) revenu élevé ; 2) origine ethnique française ; 3) nombre de personnes par famille ; 4) nombre de femmes dans la main-d'oeuvre ²⁸.

LE MODÈLE

Hypothèses fondamentales

Les hypothèses les plus fondamentales testées ici sont les suivantes :

1. L'accessibilité (mesurée en termes de transport et de distance) influence la répartition spatiale des valeurs foncières.
2. À toute transformation du système de transport correspond une modification du système valeurs foncières-occupation du sol.
3. L'occupation du sol et les valeurs foncières varient conjointement dans l'espace urbain.
4. Puisque le stade du cycle de la vie familiale est l'une des causes les plus importantes du choix du lieu de résidence, il existe par extension une relation fonctionnelle entre les valeurs foncières et la taille et l'âge de la famille.
5. Le lieu de résidence et les valeurs foncières sont tous deux fonctions de l'origine ethnique – particulièrement dans le contexte historique et social de Montréal.

Le modèle fondamental (1964)

L'équation du modèle fondamental (données de 1964) donne un coefficient de détermination multiple (R^2) de 77,22 % et se présente de la façon suivante :

$$\begin{aligned}
 Y = & 0,03 - 0,114 \text{ LUF } 1 + 0,415 \text{ LUF } 2 - 0,023 \text{ LUF } 4 + 0,059 \text{ LUF } 5 \\
 & - 0,279 \text{ ACC } 1 + 0,056 \text{ ACC } 2 - 0,160 \text{ ACC } 3 - 0,286 \text{ ACC } 4 \\
 & - 0,102 \text{ SOCFR} - 0,193 \text{ SOCSIZ} + 0,044 \text{ SOCFWE} + 0,170 \text{ SOCHI} + e
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

* Techniquement, il faudrait dire des « facteurs à image ».

²⁸ Les variables socio-économiques répondent à la définition suivante :

- 1) revenu élevé : nombre total de personnes dont le revenu dépasse \$6,000 par an, en 1961 ;
- 2) origine ethnique française : l'ensemble de la population d'origine française ;
- 3) taille de la famille : nombre de personnes par ménage (définition du recensement de 1961) ;
- 4) nombre de femmes dans la main-d'oeuvre : l'ensemble des femmes de 15 ans et plus qui font partie de la main-d'oeuvre.

Y représente le logarithme des valeurs foncières à l'évaluation et les variables indépendantes sont définies ainsi :

VARIABLES DE L'UTILISATION DU SOL	{	LUF 1 Composante de l'utilisation résidentielle du sol
		LUF 2 Composante de l'utilisation commerciale du sol
		LUF 4* Composante de l'utilisation institutionnelle du sol
		LUF 5 Composante de l'utilisation du sol à des fins récréatives
VARIABLES DE L'ACCESSIBILITÉ	{	ACC 1 Composante de l'accessibilité des autoroutes
		ACC 2 Composante de l'accessibilité des autobus
		ACC 3 Composante de la distance par rapport au centre commercial le plus proche
		ACC 4 Composante de la distance par rapport au centre-ville
VARIABLES SOCIO- ÉCONOMIQUES	{	SOCFR Variable sociale de l'origine ethnique française
		SOCSIZ Variable sociale de la taille de la famille
		SOCFWE Participation féminine à la main-d'oeuvre
		SOCHI Variable socio-économique du revenu élevé

Le degré auquel chaque variable contribue au pouvoir de prédiction de l'équation de régression apparaît au tableau 5.

Conformément aux précédents établis par E. F. Brigham, J. E. Ricket et d'autres chercheurs²⁹, la variable dépendante représente les valeurs foncières, par l'intermédiaire de leur substitut, la valeur à l'évaluation du terrain nu, utilisée à des fins de taxation (voir la figure 3).

L'analyse de régression met puissamment en évidence la quatrième composante d'accessibilité (distance par rapport au centre-ville), confirmant une constatation presque universelle en Amérique du Nord, à savoir que le déclin des valeurs foncières s'accroît à mesure qu'on s'éloigne du centre de la ville.

Par ailleurs, la variation de la deuxième composante d'utilisation du sol, laquelle dépend fortement de la localisation des commerces et des centres commerciaux, suit de façon étonnante celle du logarithme des valeurs foncières. Cependant, si on supprimait cette variable (LUF 2), on

* LUF 3 n'était pas significative dans l'équation de régression.

²⁹ Voir Edwin S. MILLS, *op. cit.*, p. 237-241.

pourrait fort bien constater que la distance par rapport au centre-ville a une force de prédiction égale sinon supérieure à la sienne.

Tableau 5
Sommaire des résultats du modèle fondamental (1964)

<i>Sigle</i>	<i>VARIABLE</i> <i>Numéro ***</i>	<i>Corrélation</i> <i>multiple</i>	<i>Coefficient</i> <i>de détermi-</i> <i>nation (R²)</i>	<i>Augmentation</i> <i>du R²</i>	<i>Valeur de</i> <i>Snédécór</i> <i>(F)</i>
LUF 2	3	0,6586	0,4337	0,4337	74,2867*
ACC 4	10	0,7865	0,6186	0,1849	46,5509*
SOCSIZ	13	0,8272	0,6842	0,0656	19,7425*
ACC 1	7	0,8462	0,7161	0,0318	10,5334*
ACC 3	9	0,8571	0,7345	0,0185	6,4767*
SOCHI	15	0,8676	0,7528	0,0183	6,7949*
LUF 1	2	0,8718	0,7600	0,0072	2,7113*
SOCFR	12	0,8750	0,7656	0,0056	2,1519**

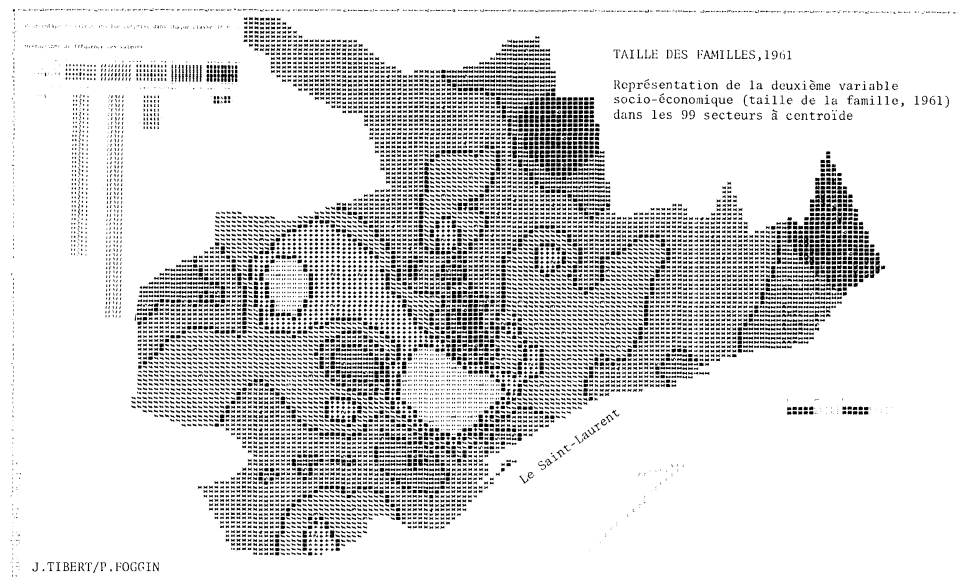
* — Significatif au seuil de 1 %

** — Significatif au seuil de 5 %

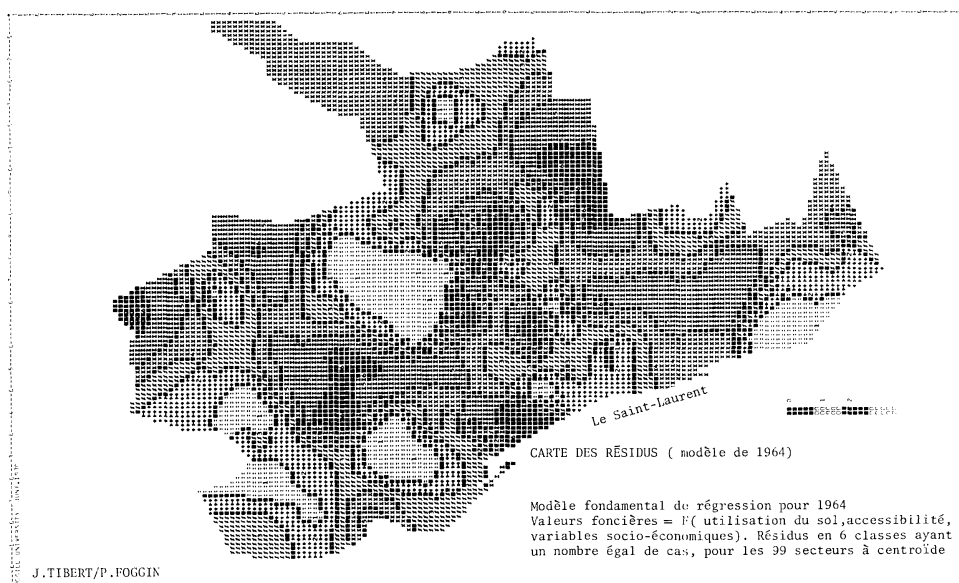
*** — 1 = Y

La variable de la taille de la famille est la troisième en importance dans l'équation de régression : c'est dire que chaque groupement théorique de variables indépendantes (utilisation du sol, accessibilité, sous-systèmes socio-économiques) y est effectivement représenté par un facteur important, et cela est encourageant. Étant donné le rôle du statut social dans la répartition spatiale des aires sociales, on aurait pu s'attendre à ce que le revenu élevé l'emporte ici sur la taille de la famille. Cette anomalie s'explique par l'étendue réduite de la zone d'étude. Dans l'analyse des aires sociales de Montréal, la dimension socio-économique varie de façon sectorielle avec les poids locaux élevés obtenus pour les secteurs voisins de la périphérie urbaine, alors que les caractéristiques de famille et d'âge varient de façon concentrique. Cette dernière dimension ressort avec force dans le centre de Montréal (voir la figure 4 : carte de la variable de la taille de la famille). Comme la dimension socio-économique tend à connaître ses valeurs les plus élevées en dehors de la partie centrale, qui est principalement définie en tant qu'aire sociale par des caractéristiques familiales comme la taille de la famille, il ne faut pas s'étonner que cette dernière variable opère ici comme première mesure substitut dans la définition des aires sociales.

L'utilisation du sol à des fins résidentielles (LUF 1), qui est très importante dans l'analyse des composantes principales, où elle explique 25 % de la variance totale comparativement à 20 % pour l'utilisation commerciale (LUF 2), est aussi significative à 1 % dans l'analyse de régression. Étant donné sa forte position dans l'analyse multidimensionnelle de l'utilisation du terrain et sa faible position dans l'analyse de régression multiple, cela

Figure 4

signifierait que la surface théorique des valeurs foncières ne dépend du facteur de densité résidentielle (LUF 1) que de façon assez limitée, au moins dans le contexte montréalais. En outre, le coefficient bêta étant négatif ($-0,114$), on peut dire que lorsqu'elle existe effectivement, la relation entre la densité résidentielle et les valeurs foncières est négative, c'est-à-dire que les secondes tendent à diminuer à mesure que la première augmente (à l'échelle de notre aire d'étude, rappelons-le).

Figure 5

Pouvoir de prédiction du modèle

Pour faire suite à cet examen de quelques aspects généraux de l'analyse de régression, une évaluation de l'ensemble de l'équation elle-même semble aller de soi. Comme l'indique le tableau 5, le coefficient de détermination multiple est de 77,2 %. On calcule l'erreur standard d'estimation de chaque variable en même temps que les coefficients de régression³⁰; le taux d'erreur dépend de la possibilité d'estimer la variable séparément des autres. S'il existe une intercorrélacion entre les variables indépendantes, chacune voit diminuer sa capacité de prédire Y. Il est évident que la crédibilité de la régression multiple fluctue, parfois très fortement, selon les variables. La nature de l'équation déterminera donc en grande part l'utilité du modèle de régression. Dans ce cas, estiment M. Ezekiel et K.A. Fox, « si l'équation de régression doit seulement servir à trouver de nouvelles valeurs pour les facteurs dépendants, la précision des nombreux coefficients bêta n'a pas beaucoup d'importance. La faiblesse de l'un peut être compensée par la valeur excessive d'un autre. Mais si, au lieu de rechercher une estimation globale, on essaie de voir comment les modifications des facteurs dépendants suivent celles de chaque facteur indépendant, alors la précision de chaque coefficient de régression devient primordiale³¹ » (traduction libre).

Par souci de simplicité, nous réduisons le modèle fondamental à une équation de régression multiple n'incorporant que les quatre premières variables indépendantes (responsables de près de 72 % de la variance totale alors que l'ensemble des variables en explique 77%).

Le modèle réduit ($R^2 = 72\%$)

$$Y = 0,03 + 0,415 \text{ LUF } 2 = 0,286 \text{ ACC } 4 - 0,191 \text{ SOCSIZ} \\ - 0,279 \text{ ACC } 1 + e \quad (2)$$

L'erreur standard d'estimation des quatre variables est de 0,06349, 0,07525, 0,06578 et 0,08415 respectivement.

L'erreur standard de l'hyperplan de l'ensemble de la régression multiple, c'est-à-dire l'erreur standard dans la prédiction des valeurs de Y calculées à partir de toutes les variables indépendantes, est de 0,5151 (et de 0,5736 pour le modèle réduit). Nous pouvons donc dire, étant donné une limite de ± 2 écarts types, que dans plus de 95 % des cas, les valeurs mesurées de Y seront de l'ordre de M_y (valeur moyenne de Y), $\pm (2 \times 0,5151)$.

³⁰ On calcule l'erreur standard des coefficients bêta par l'équation suivante :

$$S_b \text{ 12.34 } \dots m = \sqrt{\frac{S^2 \text{ 1.234 } \dots m}{n s^2 (1 - R^2 \text{ 2.34 } \dots m)}}$$

Voir EZEKIEL, Mordecai et FOX, Karl A. (1959) *Methods of Correlation and Regression Analysis*. New York, John Wiley and Sons, Inc., p. 283 et p. 285-286.

³¹ *Ibid.*, p. 285-286.

Cartographie des résidus

L'analyse spatiale des déviations présentées par la régression offre un intérêt considérable. Il y a plusieurs façons de l'effectuer. On peut cartographier ce qu'on appelle les résidus fondamentaux. On peut aussi, très utilement, diviser les résidus par l'erreur standard d'estimation de Y dans le modèle de régression multiple et obtenir ainsi la valeur des écarts types. Nous avons cartographié les résidus fondamentaux et les résidus standardisés. Dans le cas présent, c'est en adoptant des classes comprenant un nombre égal de secteurs à centroïde que nous avons obtenu la représentation spatiale des déviations la plus claire (voir la figure 5, carte des résidus, modèle de 1964).

D'après la carte, les prédictions du modèle sont nettement excessives dans quatre cas : 1) le secteur compris entre Mont-Royal et Ville-Saint-Laurent (qui jouxte l'aire d'étude) ; 2) le coeur du centre-ville ; 3) la partie sud de l'extrémité ouest de l'aire d'étude (soit le district de Notre-Dame-de-Grâce) ; 4) une petite portion de terrain qui longe le Saint-Laurent, tout à fait à l'est de la ville de Montréal. Par contre, le modèle reste en deçà de la réalité pour les secteurs suivants : 1) la zone de densité résidentielle élevée située à l'est de Ville-Mont-Royal ; 2) certaines parties d'Outremont et de Westmount ; 3) la zone de transition comprise entre l'est du centre-ville et le fleuve ; 4) une partie de Côte-Saint-Luc, à l'extrême ouest de la zone d'étude.

Mise à jour du modèle

Nous voulons principalement, dans cette étude, déterminer les rapports quantitatifs qui, à un moment donné, lient les valeurs foncières, l'usage du terrain, le système de transport et les facteurs socio-économiques. Comme notre modèle est calibré avec des données de 1964, deux questions se posent : 1) les paramètres sont-ils plus ou moins stables, au moins pour une période limitée ; 2) quels sont, à court terme, les effets des transformations subies par le système de transport sur la surface théorique des valeurs foncières, au centre de la zone métropolitaine ?

L'application du modèle à des données postérieures dans le temps peut déjà nous permettre de répondre. Voici donc l'équation fondamentale telle qu'elle se présente pour 1969, exception faite des variables socio-économiques, qui sont tirées du recensement de 1961 :

$$\begin{aligned}
 Y (1969) = & 0,03 - 0,112 \text{ LUF } 1 (69) + 0,468 \text{ LUF } 2 (69) \\
 & + 0,023 \text{ LUF } 3 (69) + 0,021 \text{ LUF } 4 (69) - 0,332 \text{ ACC } 1 (69) \\
 & - 0,015 \text{ ACC } 2 (69) + 0,183 \text{ ACC } 3 (69) + 0,125 \text{ ACC } 4 (69) \\
 & - 0,172 \text{ SOCFR } (69) - 0,161 \text{ SOCSIZ } (61) + 0,128 \text{ SOCFWE } (61) \\
 & + 0,063 \text{ SOCHI} + e
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

Y représente le logarithme des valeurs foncières à l'évaluation (1969). Les variables indépendantes sont les suivantes :

VARIABLES DE L'UTILISATION DU SOL	{	LUF 1 (1969) Composante de la densité résidentielle
		LUF 2 (1969) Composante de l'utilisation commerciale du sol
		LUF 3 (1969) Composante de l'utilisation du sol « à ciel ouvert » (et de l'utilisation industrielle du sol)
		LUF 4 (1969) Composante de l'utilisation du sol à des fins résidentielles : maisons unifamiliales
VARIABLES DE L'ACCESSIBILITÉ	{	ACC 1 (1969) Composante de la distance par rapport au centre-ville et de l'indice du métro
		ACC 2 (1969) Composante de l'accessibilité des autoroutes
		ACC 3 (1969) Composante de l'accessibilité des autobus
		ACC 4 (1969) Composante de l'accessibilité du voisinage immédiat du secteur (exclut les autoroutes)
VARIABLES SOCIO- ÉCONOMIQUES	{	SOCFR (1961) Variable sociale de l'origine ethnique française
		SOCSIZ (1961) Variable sociale de la taille de la famille
		SOCFWE (1961) Participation féminine à la main-d'œuvre
		SOCHI (1961) Variable socio-économique du revenu élevé

De nouveau, on retrouve l'utilisation commerciale du sol en première position (voir le tableau 6) ; sa corrélation partielle (0,63) et son pourcentage de variance expliquée ($R^2 = 40\%$) sont comparables à ceux qu'elle avait en 1964 : 0,66 et 43 %. Si l'on compare les paramètres des deux équations, on observe que les changements subis par cette variable indépendante modifient profondément la variable Y (le coefficient de régression se chiffre à + 0,468 en 1969 et à + 0,415 en 1964).

D'autre part, cette importante composante continue de reposer sur les groupes de variables 8 et 9, mais avec des poids factoriels légèrement inférieurs (0,80 et 0,86, comparativement à 0,94 et 0,94 en 1964). Cette perte de spécificité semble réduire jusqu'à un certain point la corrélation partielle entre l'utilisation du sol à des fins commerciales et les valeurs foncières dans la nouvelle équation de régression. Notons aussi que la

densité résidentielle occupe maintenant le cinquième rang dans la régression alors qu'elle était septième en 1964. Son progrès est probablement relié au fait que l'ordre et le degré d'importance des dimensions d'accessibilité de 1969 ont changé.

Tableau 6
Sommaire des résultats du modèle de 1969

<i>Sigle</i>	<i>VARIABLE</i> <i>Numéro **</i>	<i>Corrélation</i> <i>multiple</i>	<i>Coefficient</i> <i>de détermi-</i> <i>nation (R^2)</i>	<i>Augmentation</i> <i>du R^2</i>	<i>Valeur de</i> <i>Snédécór</i> <i>(F)</i>
LUF 2	3	0,6353	0,4036	0,4036	65,6496*
ACC 1	7	0,8005	0,6407	0,2371	63,3588*
SOCSIZ	12	0,8443	0,7128	0,0720	23,8269*
ACC 3	9	0,8620	0,7431	0,0303	11,0802*
LUF 1	2	0,8703	0,7574	0,0143	5,4851*
SOCFWE	13	0,8764	0,7680	0,0107	4,2263*
SOCFR	11	0,8831	0,7799	0,0119	4,9224*
ACC 4	10	0,8866	0,7860	0,0061	2,5508*

* — significative au niveau de 1 %

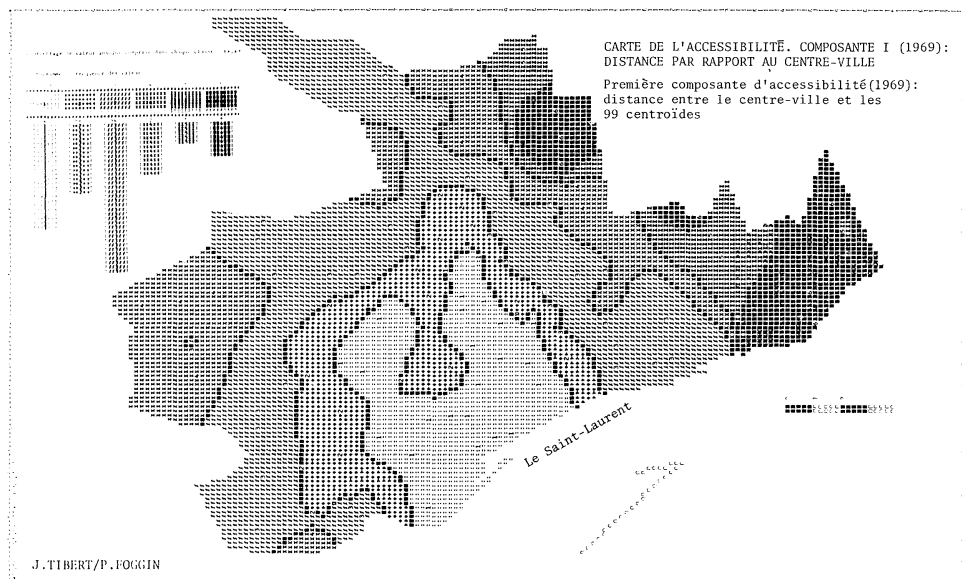
** — 1 = Y

Quant à la distance par rapport au centre-ville (premier facteur d'accessibilité en 1969, quatrième en 1964, elle conserve son très grand pouvoir de prédire les valeurs foncières, même si sa composition a quelque peu changé, notamment parce qu'en 1969, elle repose fortement et négativement sur l'indice du métro (voir la figure 6).

Assez curieusement, la dimension autoroutes (ACC 1 en 1964, ACC 2 en 1969), facteur important classé au quatrième rang dans la régression par étapes de 1964, n'est pas statistiquement significative pour ce qui est d'expliquer la répartition des valeurs foncières dans l'équation de régression de 1969. Cela peut s'expliquer par le caractère beaucoup plus compréhensif de la composante de 1964, qui reposait fortement, d'une part, sur la distance par rapport à la zone industrielle la plus proche (mesure de mouvement pendulaire) et sur le nombre de voitures par secteur de recensement, et, d'autre part, mais de façon négative, sur la distance minimum par rapport au plus proche point d'accès à une autoroute et sur l'indice de centralité par rapport au réseau d'autoroutes. En 1969, la dimension autoroutes ne comprend plus que ces deux dernières variables.

Il semble bien que la distance par rapport à la zone industrielle la plus proche soit un important facteur de prédiction des valeurs foncières. En effet, la quatrième composante d'accessibilité de 1969 (sur laquelle elle repose, tout comme la distance par rapport à la concentration commerciale la plus proche et la distance par rapport à l'artère principale la plus proche), malgré son faible coefficient de corrélation partielle avec les valeurs fon-

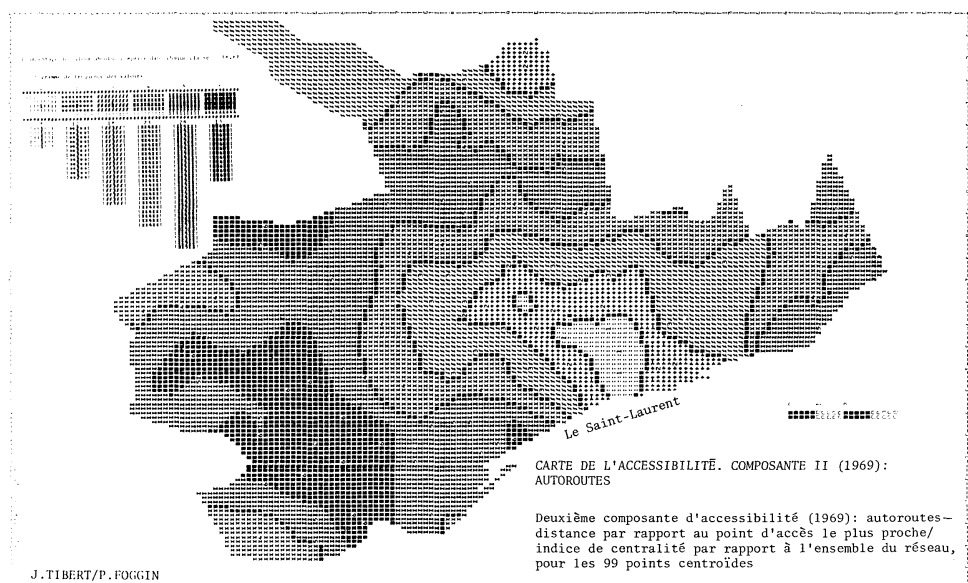
Figure 6



cières, figure dans la régression comme variable indépendante significative au seuil de confiance de 1%

D'autre part, l'importance relative du facteur autobus (ACC 3) dans le nouveau modèle de régression nous a surpris. Non seulement repose-t-il sur les deux variables « autobus », mais il est aussi en forte corrélation avec

Figure 7



la variable de la distance par rapport au secteur commercial le plus rapproché. Or, sa contrepartie de 1964 (ACC 2) n'apparaissait qu'au douzième rang des variables indépendantes de la régression par étapes et n'était pas statistiquement significative. Comment expliquer ce retournement ? Il faut sans doute l'attribuer à la construction du métro, dont l'intégration avec le réseau de transport par autobus a donné lieu à un système beaucoup mieux coordonné et plus cohérent, se conformant plus étroitement sur le plan spatial avec la configuration géographique de la surface des valeurs foncières. On observera donc, là où les valeurs foncières sont plus élevées et l'usage du sol plus intensif ou plus commercial, une densité accrue du service d'autobus.

Par ailleurs, nous nous attendions à voir diminuer en 1969 la signification de la variable de la taille de la famille, encore fondée sur les données de 1961. Pourtant, par rapport à la transformation radicale du système de transport et à la stabilité relative du facteur d'utilisation commerciale, nous avons vu augmenter son pouvoir de prédiction en calibrant les paramètres du nouveau modèle. La taille de la famille explique 7,2 % d'un R^2 total de 78,8 % en 1969, contre seulement 6,6 % en 1964. Cela tend à confirmer la validité de cette variable sociale dans le cadre de notre modèle.

Effets sectoriels : modèle de régression multiple et modèle de covariance linéaire

Notre étude englobe aussi un ensemble de relations fonctionnelles recoupé par des paramètres spatiaux absents du modèle de régression servant à prédire la surface des valeurs foncières dans le périmètre urbain. Nous faisons allusion à un phénomène appelé effet « sectoriel » au « régional » : en l'espèce, nous supposons que notre modèle fondamental est plus efficace dans certaines parties de la ville que dans d'autres. À cet égard, E.J. Williams est d'avis qu'il est tout indiqué de procéder à une analyse de covariance à l'issue d'une expérience menée en vue d'examiner les effets de divers facteurs sur une variable, lorsqu'un ajustement est nécessaire pour conserver la maîtrise de tous les facteurs extérieurs au système³². Dans une étude géographique, ces derniers sont reliés aux variations spatiales que connaissent les types de relations fonctionnelles prédits par le modèle. Dans cet ordre d'idées, nous divisons l'aire d'étude en quatre secteurs principaux :

1. *Le secteur 1* recouvre le centre ouest de notre zone d'analyse ; c'est un secteur à prédominance anglophone, où les revenus sont en général élevés. Il semble se distinguer des autres par des facteurs socio-économiques non compris dans le modèle (ou non significatifs), ainsi que par un certain élément de prestige, impalpable et peut-être impossible à mesurer.

³² WILLIAMS, E.J. (1959) *Regression Analysis*. New York, John Wiley and Sons, Inc., p. 117.

2. *Le secteur II* est remarquable par sa forte densité résidentielle, ses familles nombreuses et son caractère français. Notons que seule la taille de la famille apparaît de façon vraiment significative dans le modèle.

3. *Le secteur III*, à l'est, se caractérise aussi par le poids élevé du facteur origine ethnique française, mais sa densité résidentielle est faible.

4. *Le secteur IV* est intuitivement perçu comme différent des autres à plusieurs points de vue. Le terrain y sert largement à des fins industrielles ou reliées aux transports ; le revenu moyen est souvent bas, et en direction de Verdun, la densité résidentielle est considérable et la proportion d'anglophones assez grande.

L'analyse de covariance³³ nous permet d'attribuer à ces regroupements spatiaux l'importance qui leur revient, considérant les relations fonctionnelles établies entre toutes les variables³⁴. Avant de procéder aux tests de covariance qui mènent à l'obtention du point d'intersection des quatre hyperplans sur l'axe Y, il faut s'assurer que deux conditions fondamentales sont remplies. L'une est l'homoscédasticité de la variable dépendante, dont la variance pour les quatre groupes ne doit pas être statistiquement différente ; on répond à ce critère au moyen du test d'homogénéité de la variance (test de Bartlett), qui comporte le calcul d'un khi carré.

Pour obéir à cette première condition, nous avons dû exclure de l'analyse deux secteurs à centroïde correspondant au secteur de recensement 55, à cause de leurs valeurs foncières trop élevées. Le khi carré obtenu ensuite était de 5,547 (et de 3,3512 pour le modèle de 1969 ; cependant, à ce stade-ci, nous nous en tenons au modèle et aux données de 1964). On peut donc accepter l'hypothèse nulle et affirmer que la variance des valeurs foncières est statistiquement égale dans les quatre secteurs.

La deuxième condition veut que les régressions sectorielles (c'est-à-dire leurs hyperplans) soient parallèles. Le rapport de la moyenne des

³³ Dans WISHARD, J., and SAUNDERS, H.G. (1936) *Principles and Practice of Field Experimentation*. Empire Cotton Growing Corporation, rapporté par A. HUITSON (1968) *The Analysis of Variance*. Londres, Charles Griffen and Co., Ltd., p. 56, Wishard dit de l'analyse de covariance que c'est un très bon moyen de « tester l'homogénéité quand on aborde des problèmes où deux variables ou plus sont en corrélation ». Cet outil statistique fait appel à la même algèbre que l'analyse de variance. On se trouve à partager la somme des produits des déviations des variables par rapport à leur moyenne en parties constituantes associées, dans l'analyse géographique, à ce que nous avons appelé l'effet « régional », faute d'un meilleur mot.

³⁴ Un excellent examen de l'analyse de covariance et un programme d'ordinateur capable d'incorporer plus d'une variable indépendante ont été mis au point au département de géographie de l'Université de l'Iowa. Voir Kneipp, Stanley et autres, GAC : A Computer Program Analysis of Linear Covariance. *Research Paper* No. 6, 30 p. (texte miméographié). Par ailleurs, voir COOLEY, William W., and LOHNES, Paul R. (1962) *Multivariate Procedures for the Behavioral Sciences*, New York, John Wiley and Sons, Inc., chapitres 4, 5 et 7.

carrés (test de Snédécór) sert à vérifier l'hypothèse nulle selon laquelle les coefficients de régression sectorielle ne diffèrent pas de façon significative. Ce test nous permet d'affirmer que les hyperplans de régression des sous-groupes proviennent de la même population et que des relations fonctionnelles comparables existent dans les divers secteurs de la ville. Leur intensité varie d'un groupe à l'autre, dépendamment des variables extérieures au système qui ne sont pas spécifiquement considérées par l'analyse de régression.

LE SECTEUR I — *Secteur « de prestige »*

L'équation de régression fournit un coefficient de corrélation multiple de $-0,753$ et conséquemment, un R^2 de $56,7\%$. Cependant, comme nous avons seulement 23 cas et que beaucoup de variables donnent très peu de degrés de liberté ($23 - 11 = 12$), nous n'obtenons qu'un coefficient de régression significatif à 5% , celui du facteur autoroutes, qui est en forte corrélation négative avec les valeurs foncières ($r = -0,56750$), contrairement aux trois variables dominantes de la régression fondamentale (non sectorielle), dont la corrélation avec la variable dépendante est très basse (utilisation commerciale du sol : $0,235$; distance par rapport au centre-ville : $-0,068$; taille de la famille : $0,043$).

Indéniablement, il existe ici une corrélation négative entre la proximité du système autoroutier et le prix des terrains, c'est-à-dire que dans le secteur I le terrain le plus cher, au lieu de se trouver à proximité des autoroutes, en est assez éloigné. Soulignons en second lieu que les trois principales variables du modèle fondamental ne jouent ici aucun rôle et que d'autres variables, extérieures au modèle, expliquent probablement les valeurs foncières et par extension (à longue échéance), l'utilisation du sol. Notre hypothèse est qu'un certain élément de prestige entre en ligne de compte. Les résultats, sans confirmer cette opinion, ne l'infirmement pas non plus.

Voici, en résumé, l'analyse de la variance du modèle sectoriel de régression multiple dans le cas du groupe I :

Source de variation	Degrés de liberté	Somme des carrés	Moyenne des carrés	Valeur de Snédécór (F)
Attribuable à la régression	10	5,66123	0,56612	1,56958
Déviations par rapport à la régression	12	4,32823	0,36069	

Comme nous l'avons supposé, la relation globale n'atteint pas, pour ce secteur, le niveau statistique de signification de 5% ($F = 2,91$).

LE SECTEUR II — *Secteur de densité résidentielle élevée*

Comme dans les quatre secteurs, nous obtenons ici de faibles valeurs de t , à cause des variations locales et de l'absence, dans le modèle d'ensemble, de certaines variables qui n'opèrent qu'à l'échelle locale, de même que du nombre limité de degrés de liberté. Peu de coefficients de régression sont donc statistiquement significatifs. Sur l'ensemble des relations évoquées par le modèle fondamental, les variables les plus significatives sont ici les deux variables « d'aire sociale » (origine ethnique française et taille de la famille), qui atteignent un niveau de probabilité supérieur à 0,90 (mais inférieur à 0,95). Leur corrélation avec les valeurs foncières est très basse ($-0,08$ et $+0,20$ respectivement), mais elles demeurent légèrement significatives parce que l'erreur standard de leurs coefficients de régression est basse. Si ce lien ténu permet une conclusion (le coefficient de corrélation multiple R se chiffre à 0,56133 et le R^2 à 31,4 %), ce serait que la taille de la famille est évidemment en relation positive avec les valeurs foncières — probablement parce que plus elle est grande, plus elle favorise une utilisation intensive du sol (en termes d'unités de surface par personne).

Une autre déduction, sans être attestée, semble permise : les ménages francophones tendent à consacrer au logement une plus faible part de leur budget que les non francophones, si l'on se fie à la faible relation négative entre l'origine ethnique française et les valeurs foncières.

La faiblesse de la formulation du modèle fondamental dans le cas du secteur II ressort du résumé de l'analyse de variance :

Source de variation	Degrés de liberté	Somme des carrés	Moyenne des carrés	Valeur de Snédécór (F)
Attribuable à la régression	10	5,39557	0,53956	1,19612
Déviatiôn par rapport à la régression	26	11,72833	0,45109	

LE SECTEUR III — *Secteur francophone de l'est de la ville*

Dans ce cas-ci, le modèle fait preuve d'un pouvoir de prédiction considérable : son coefficient de corrélation multiple est de 0,84, et $R^2 = 70,56$ %. Encore une fois, les variables indépendantes dont le coefficient de régression est statistiquement significatif sont en petit nombre parce qu'on a peu de degrés de liberté ($N-K-1 = 19-10-1 = 8$). Deux variables ressortent : 1) l'origine ethnique française, qui atteint presque le seuil de confiance de 0,05 ; 2) la taille de la famille, presque significative au seuil de confiance de 0,01. Toutes deux affichent une relation négative significative avec les valeurs foncières (corrélation simple de $-0,264$ et de $-0,458$ respective-

ment). Dans le cas de la première de ces deux variables, cela voudrait dire que plus les valeurs foncières sont basses, plus l'indice de l'origine ethnique française est élevé. Cette tendance renforce, jusqu'à un certain point, celle que nous avons remarquée dans le secteur de densité résidentielle élevée (secteur II).

Le second caractère distinctif de ce secteur, et en même temps le plus significatif, réside dans la corrélation simple relativement élevée qui existe entre la taille de la famille et la variable dépendante. De nouveau, il apparaît que plus la famille est grande, plus les valeurs foncières par unité de surface sont basses — à tout le moins dans cette partie de l'est de Montréal. Un coup d'œil sur la carte de la surface des valeurs foncières (figure 3) permet de voir comment les valeurs foncières évoluent dans ce secteur, diminuant tout doucement à mesure qu'on s'éloigne du centre-ville pour atteindre leur niveau le plus bas à l'extrême est. Cette carte et celle de la variable de la taille des familles (figure 4) confirment aussi que ce dernier facteur acquiert de la force (des valeurs plus élevées) en même temps qu'augmente la distance par rapport à la ville. Or, bien que les analyses des aires sociales indiquent que le facteur « stade du cycle de la vie familiale », représenté ici par la variable substitut de la taille de la famille, varie de façon concentrique, notre analyse de covariance le fait apparaître sur une base sectorielle. Il faut invoquer ici un facteur d'échelle. Il est assez facile d'observer des répartitions concentriques dans les limites d'un secteur : en fait, zonage concentrique et zonage sectoriel semblent parfois se chevaucher.

Le résumé de l'analyse de variance pour le secteur III est le suivant :

<i>Source de variation</i>	<i>Degrés de liberté</i>	<i>Somme des carrés</i>	<i>Moyenne des carrés</i>	<i>Valeur de Snédécór (F)</i>
Attribuable à la régression	10	5,72007	0,57201	1,93001
Déviatiön par rapport à la régression	8	2,37099	0,29637	

La valeur théorique de Snédécór est ici de 3,84 (niveau de confiance : 5 %). Nous pouvons donc affirmer que l'ensemble de la relation n'est pas significatif au seuil de 5 %. Nous pouvons quand même tenter d'esquisser certaines conclusions, fondées sur un examen des relations entre les variables individuelles au sein de l'équation de régression.

LE SECTEUR IV — *Vieux secteur industriel à forte densité*

La variable de revenu élevé est ici la seule à s'approcher du seuil de confiance de 5 %. Cet indice présente énormément d'intérêt puisque le

secteur IV est intuitivement perçu comme une zone industrielle vieillie, sur le déclin, en « transition », au moins dans la partie entourant le centre-ville, qui est sur le point de subir des transformations d'occupation du sol. On obtient ici une corrélation simple négative relativement « haute » ($-0,37227$) entre le revenu élevé et les valeurs foncières ; comme l'indiquent plusieurs études empiriques antérieures portant sur les valeurs foncières, cela voudrait dire que plus le revenu du ménage est élevé, plus la valeur du terrain occupé (par unité de surface) est basse. Nous nous trouvons devant une illustration du paradoxe suivant : les pauvres vivent sur du terrain qui coûte cher et les riches, sur du terrain bon marché, à la différence que les premiers en utilisent très peu (en termes d'unités par ménage), alors qu'il en faut beaucoup aux riches.

En deuxième position pour ce qui est de la valeur de t , nous trouvons la composante de la distance par rapport au centre-ville (ACC 4, significative au seuil de confiance de 0,01), en corrélation positive simple avec Y (0,31). Comme les conditions de l'analyse de covariance nous ont obligé à supprimer de l'échantillon deux secteurs à centroïde situés en plein coeur de la ville à cause de leurs valeurs foncières trop élevées, cela est encourageant par rapport à nos hypothèses de travail. La zone de transition jouxtant le centre-ville, il ne serait pas étonnant, compte tenu de ce que nous venons d'observer, de trouver les valeurs foncières les plus élevées pour les terrains les plus centraux.

Le caractère sectoriel et l'échelle réduite de cette analyse de covariance permettent l'émergence, inégale, de toute une série de variables, principalement de nature sociale, sans leur accorder la même importance qu'aux facteurs d'accessibilité et d'utilisation commerciale du sol, prépondérants à la macro-échelle de l'aire d'étude.

PORTÉE DE L'ÉTUDE. CONCLUSION

Le modèle « causal »

La valeur d'un modèle causal construit à partir des résultats de l'analyse empirique est indéniable. Les arguments fonctionnels, pris isolément, tendent à exagérer l'importance de la notion de causalité réciproque (« tout est la cause de tout ³⁵ »). Pareille affirmation peut fort bien décrire la réalité d'assez près, mais analytiquement, elle ne sert à rien ³⁶.

Ainsi, on peut bien dire que les modifications du système de transport précipitent l'évolution des valeurs foncières, qui pèsent par la suite sur les transformations de l'occupation du sol.

³⁵ GOULDNER, Alvin W. et PETERSON, Richard A. (1962) *Notes on Technology and the Moral Order*. Indianapolis, Bobbs-Merrill, p. 2 et 3.

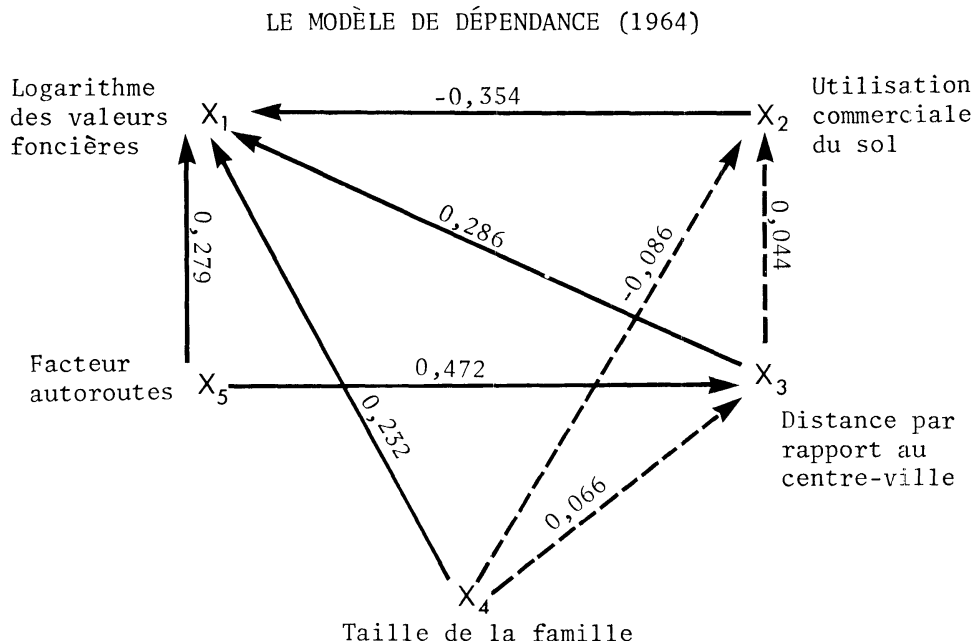
³⁶ BLALOCK, Hubert M. et BLALOCK, Ann B. (1968) *Methodology in Social Research*. New York, McGraw-Hill, p. 162.

Logiquement, la surface de l'accessibilité exerce sur l'utilisation du terrain une action plus fondamentale que les valeurs foncières, même si ces dernières peuvent entretenir des relations fonctionnelles extrêmement significatives avec certaines catégories d'occupation du sol.

Les cinq variables vraiment capitales dans le modèle fondamental sont les suivantes : Y (ou X_1), logarithme des estimations de la valeur foncière ; X_2 (LUF 2), composante de l'utilisation commerciale du sol ; X_3 (ACC 4), composante de la distance par rapport au centre-ville ; X_4 (SOCSIZ), variable sociale de la taille de la famille ; X_5 , qui représente en 1964 le facteur autoroutes (ACC 1) et en 1969, le facteur autobus (ACC 3).

Les coefficients de dépendance standardisés³⁷ servent à mesurer la dépendance causale³⁸. Ainsi, bien que dans les limites du modèle, un r_{24} raisonnablement élevé témoigne d'une relation entre l'utilisation du sol et la taille de la famille ($r = 0,292$), l'analyse de dépendance fait apparaître un lien causal assez faible ($-b_{24} = -0,086$). La validité de l'analyse causale est directement fonction de l'étroite fidélité du modèle hypothétique par rapport à la réalité. On peut voir à la figure 8 les résultats du modèle de dépendance pour 1964.

Figure 8

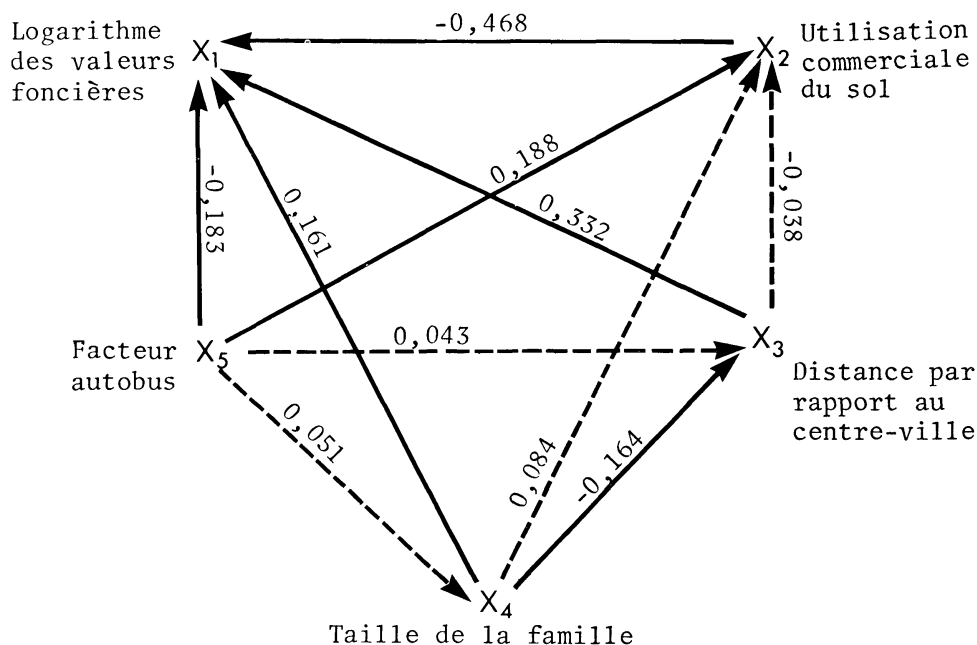


³⁷ WRIGHT, Sewell (1934) The Method of Path Coefficients. *Annals of Mathematical Statistics*, no 15 : 161 à 215. L'analyse de dépendance ou analyse causale est souvent aussi appelée « path analysis ».

³⁸ BLALOCK, H. M. et BLALOCK, A. B., *op. cit.*, p. 210.

Figure 9

LE MODÈLE DE DÉPENDANCE (1969)



De la même manière, dans le cas du modèle de 1969, l'analyse de dépendance fait ressortir le réseau de relations causales schématisé à la figure 9. (X_1 représente Y , et X_2 , X_3 , X_4 et X_5 sont les quatre variables indépendantes les plus importantes).

Le raisonnement de Blalock (si A entraîne B qui à son tour entraîne C, A est plus important que B) pourrait nous faire conclure du modèle de 1964 (figure 8) que le facteur autoroutes (X_5) est plus important que la distance par rapport au centre-ville et, pour le modèle de 1969 (figure 9), que le facteur autobus (X_5) l'emporte sur l'utilisation commerciale du terrain. En dépit des améliorations considérables dont il a fait l'objet et malgré son développement, en 1969 le système d'autoroutes influence moins la répartition spatiale des valeurs foncières dans l'aire d'étude que le nouveau réseau de transport en commun. De fait, X_3 (1969), qui représente la composante de la distance par rapport au centre-ville, dans laquelle l'indice du métro présente une valeur négative, est presque indépendant de X_5 , le facteur autobus. Ainsi donc, deux dimensions d'accessibilité reliées au transport en commun, presque totalement indépendantes et hautement significatives, concourent à prédire la surface des valeurs foncières urbaines, l'une directement (ACC 3, 1969), l'autre indirectement (ACC 1, 1969). Ces résultats, mis en rapport avec le modèle de 1964, affirmeraient l'existence d'une importante relation fonctionnelle, et peut-être causale, entre le système d'autobus et de métro et la surface des valeurs foncières de Montréal.

RÉSUMÉ

FOGGIN, Peter : L'Évolution des valeurs foncières à Montréal (1964-1969)

On peut résumer ainsi les conclusions de cette étude. 1) Il existe un lien de causalité réciproque entre l'utilisation du sol et les valeurs foncières. 2) À l'échelle de la zone d'analyse, on observe un effet systématique minimal du facteur autoroutes sur les modifications relatives de la surface des valeurs foncières à l'intérieur du périmètre urbain. 3) Quand il se produit des changements dans la position relative des classes de valeurs foncières, ils apparaissent comme la conséquence de la construction des principales stations du nouveau métro. L'effet « régional » considérable que l'on observe n'a rien d'étonnant. En ce qui concerne les facteurs sociaux, on a vu que le statut familial, représenté par la variable substitut de la taille de la famille, contribue de façon significative à la prédiction de la surface des valeurs foncières intra-urbaines. Il nous paraît évident qu'on pourrait accorder un caractère plus définitif au modèle si l'analyse en coupe portait sur deux moments d'observation plus éloignés dans le temps.

MOTS-CLÉS : Valeurs foncières, analyse de régression, accessibilité, utilisation du sol urbain, Ville de Montréal.

ABSTRACT

FOGGIN, Peter : The Evolution of land values in Montreal (1964-1969)

The major conclusions of this study can be summarized as follows: there is a two-way causal link between land use and land values; within the study area, the effect of freeways on land value changes is minimal; changes in the relative position of land value categories are related to the location of the main stations of the new subway. It is not surprising, then, to uncover an important « regional » effect. Among social factors, family status, indexed by family size, contributes heavily to the prediction of the intra-urban surface of land values. The model could be ascertained more definitely if the cross-sectional analyses were performed at more distant points in time.

KEY WORDS : Land values, regression analysis, accessibility, urban land use, City of Montreal.